

## 為替レートの決定と為替政策(上)

著者	林 直嗣
雑誌名	経営志林
巻	30
号	1
ページ	73-85
発行年	1993-04-30
URL	<a href="http://hdl.handle.net/10114/00015995">http://hdl.handle.net/10114/00015995</a>

## 為替レートの決定と為替政策（上）

林 直 嗣

1. はじめに
2. 変動相場制下の為替レート変動
  2. 1. 歴史的経緯
  2. 2. 購買力平価の測定と構造変化
  2. 3. 為替レートはランダム・ウォークか予測可能か
  2. 4. 為替レートの時差相関
3. 為替レートの決定理論
  3. 1. フロー・アプローチ
  3. 2. マネタリー・アプローチ
  3. 3. ポートフォリオ・バランス・アプローチ  
(以上本号)
4. 為替レートの実証分析
  4. 1. 為替レートの分布ラグ分析
  4. 2. 為替レート決定式の実証分析
5. 為替レートのヴォラティリティと為替政策
6. おわりに

### 1. はじめに

1971年8月金交換停止を宣言したニクソン・ショックを契機に、ドル金為替本位制を軸としたIMF体制は崩壊に向かい、1973年2月には日本が、3月には欧州主要国が変動相場制に移行した。以来すでにほぼ20年が経過したが、その間に変動相場制に関する経験則が次第に明らかになり、長所と短所についての経験的知識も蓄積されてきた。

変動相場制移行の当初は望ましい機能として、①為替レート調整がスムーズで安定的であること、②それに応じて国際収支の調整がスムーズで均衡回復力が強いこと、③インフレ率の変動が為替レート変動で吸収されるのでインフレ遮断効果が大きいこと、④したがって国内の金融・財政政策の自由度が増えること、などが期待された。

ところがこうした期待は次第に裏切られ、①外

生的ショックや投機のため変動幅は大きくなり、時には乱高下ないしオーバーシュートが起こること、②輸出入商品の価格調整や需要調整にラグがあるために、国際収支調整がスムーズでないこと、③為替レート調整と価格調整とがパラレルに対応していないので、インフレ遮断効果は不十分であること、④したがって国内の金融・財政政策の自由度は増えていないこと、などの批判的認識がもたれるようになった。

こうした機能に関する認識の変化に対応して、為替レートの決定・調整メカニズムについての考え方も変遷してきた。当初はそれを国際取引から生じるフローとしての為替需給により説明しようとする伝統的なフロー・アプローチが支配的であったが、実需よりも仮需の規模が増大し、また投機などによる為替変動の大幅化やオーバーシュートが顕在化するに及んで、ストックとしての資産需給により為替レートを説明しようとするアセット・アプローチが登場した。資産のうちもっぱら通貨の需給を重視する立場がマネタリー・アプローチであり、資産間の不完全代替性を前提として資産選択行動により為替レートと利子率との同時決定を論じるのがポートフォリオ・バランス・アプローチである。こうしてさまざまな為替レート決定モデルが輩出したにもかかわらず、実証分析では現実の構造変化や調整ラグを明確に考慮してこなかったために、あまり良好な結果が得られず、未だ決定的優劣はついていない。

そこで本稿では、為替レートの決定・調整に関する有力で代替的な諸仮説を、構造変化や調整ラグを明示的に考慮して再定式化し、どの仮説が優れているかを検証・比較することを通じて、為替レートの決定・調整メカニズムを理論的かつ実証的に解明することを主要目的とする。またその分析結果に基づいて、為替政策の在り方についても

論及する。

まず次の2節では、変動相場制のクロノロジカルな足取りを歴史的に考察し、移行直後期、ドル高期、ドル安期の3つの期間に分割する。ついで長期の購買力平価を計測し、それと実績値との乖離に着目して、期間分割の妥当性を検討する。さらによりフォーマルな連続チャウ・テストを用いて、構造変化の時期を検出する。また構造モデルの定式化が意味をもつために、為替レートがランダム・ウォークか予測可能かを予め検証しておく。そして分割した3期間で、為替レートとそれに影響する諸変数との時差相関を分析し、各期毎にどの要因がとくに効きそうかを調べる。3節では、変動相場制下の為替レートがいかに関決定されるかを理論的に考察するため、フロー・アプローチ、マネタリー・アプローチ、ポートフォリオ・バランス・アプローチという3つの接近法に基づいて、為替レートの決定・調整過程を理論的に定式化する。長期のみならず短期の購買力平価を認めるか否かによって、マネタリー・アプローチはさらにマネタリスト・モデルとオーバーシュート・モデルに分けられ、ポートフォリオ・バランス・アプローチもインフレ・リスク・モデルと為替リスク・モデルに分類される。4節では、まずさまざまな変数がどのようなラグ構造で為替レートに影響を与えるかを、アーモンの分布ラグで近似さ

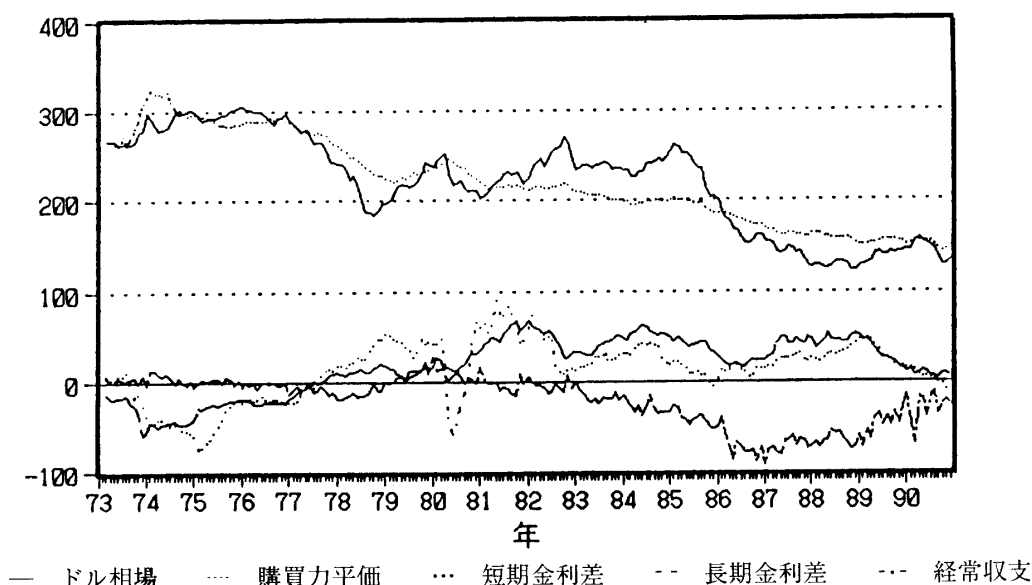
れる調整機構を用いて検証し、AICを用いて最適ラグ次数を選択する。この最適ラグ次数を用いて為替レート決定式を調整ラグ・モデルとして再定式化し、3つの期間と全期間で計測する。構造変化を考慮して期間を分割したうえで、調整ラグ機構を明確にし、系列相関を除去しているために、計測結果は極めて良好であり、従来のモデルに比べて非常に優れている。最後に5節では、構造モデルでは説明できない為替レートのヴォラティリティを期間毎に検出して、その原因を明らかにし、平衡化操作や協調介入による水準是正操作など為替政策の在り方を検討する。

## 2. 変動相場制下の為替レート変動

### 2.1. 歴史的経緯

1973年2～3月に先進主要国が変動相場制に移行して以来、すでにほぼ20年が経過した。2-1図には73年3月から90年12月までの円建てドル相場が実線で示してある。移行直後は米国の国際収支赤字や日本の国際収支黒字を背景に、ドル相場は下降基調であり、7月には1ドル＝253円台にまで下がった。しかし同年10月には第1次石油ショックが発生して原油価格は一挙に約4倍に跳ね上がったため、日本の貿易収支は急速に悪化してドル相場は上昇に転じた。さらに翌74年にはユーロ市場

2-1図. 為替相場と購買力平価  
1973:3-1990:12 季節調整済



の信用不安を誘発して、ドルは300円台にまで回復した。この影響で世界は戦後最大の不況となったが、日本はいち早くこれを克服して国際収支の改善に成功した一方、米国は不況からの立ち直りが遅れ、石油高によるコンパクト・カーへの需要シフトなどが主因で対日貿易収支は急激に悪化した。そのため75年暮れの1ドル=307円を境にドル安・円高が累積的に進み、78年10月には1ドル=175円台まで下落した。

78年末から79年にかけて第2次石油ショックが起こり、原油価格は約3倍となったため、再び日本の貿易収支は悪化してドル高・円安が進み、80年4月には260円台の高値を付けた。その後日本は再度ショックを乗り越え、国際収支も改善に向かったうえ、金融引締め政策の持続によって、円高・ドル安に転じ、円相場は81年1月には1ドル=198円台に回復した。他方でレーガン政権のもとでは、厳しい金融引締めによるヴォルカー・ショックと過度の赤字財政政策のポリシー・ミックスのために、歴史的な高金利が出現し、日本などから大量の資本が流入した。その結果、第2次石油ショック時を上回るドル高が進んで、82年10月には1ドル=278円台の高値を付けた。その後82年末から83年前半には金利が低下し始めて金利格差が縮小し、日本の国際収支が改善基調となったため、ドル安・円高の戻りがあった。しかし84年には再び金利格差が拡大し、ドル高・円安が進み、85年2月には260円台に達した。こうした数年にわたるドル高基調を背景に、日米の貿易収支不均衡は累積的に拡大したため、日米間の主要な政治問題として表面化し、円・ドル委員会による政策的解決の道が探られた。

米国の財政収支と貿易収支の双子の赤字は、米国の高金利とドル高を持続させ、それらがまた双子の赤字を悪化させる作用をもった。そこで米国は85年9月のプラザ合意を主導し、先進諸国に協調介入・政策協調によるドル高是正を求めた。その後ドル相場は急速に下落に向かい、同年末には200円台に、翌86年7月には150円台に下がった。86年10月には日米蔵相会談、87年2月にはルーブル合意によって公定歩合引き下げの政策協調を実施し、相場の安定化に努めたが、当局の思惑を越えてドル安は進んだ。確かに原油価格の低下や金

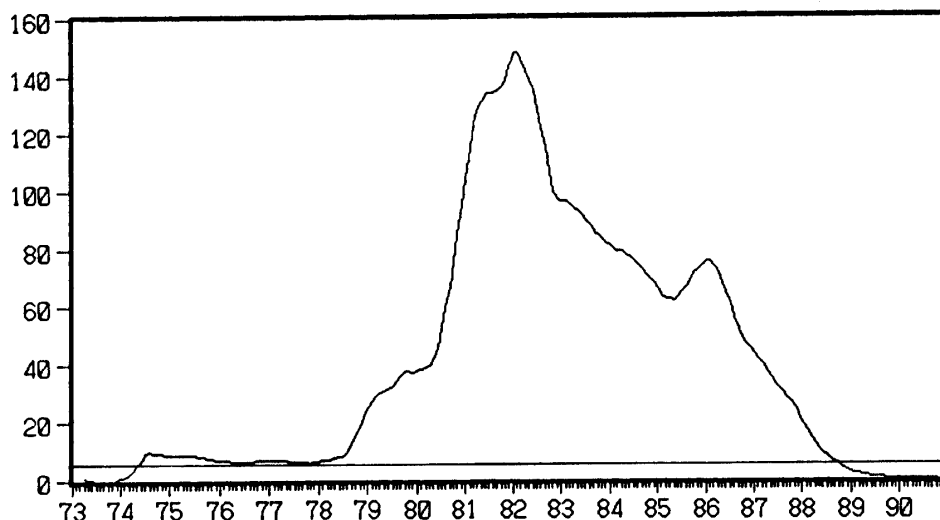
利格差の縮小化がその背景にあったが、米国の経常収支赤字、日本の経常収支黒字が基調として変わりなく、ファンダメンタルズの改善に対して市場が不信感をもったため、国債投資や直接投資の見合わせや引揚げが起こり、ドルの下落が加速された。その結果ドル安、債券安、株安の「トリプル安」が生じ、87年10月にはブラック・マンデーを招来して、世界的な株価大暴落となった。ドル相場も12月には120円台に下がり、翌88年1月には120円45銭のドル最安値=円最高値を記録した。そこで先のG7での米国の財政赤字削減の努力と為替安定に関する声明に沿って、各国は市場介入を強力に実施し、また88年の米国の財政赤字と貿易赤字が共に縮小したために、ドル相場下落に漸く歯止めがかかった。そして89年からは双子の赤字の縮小と金利格差縮小を背景として、ドルが持ち直しの傾向にある。

以上の経験的・歴史的な考察からすると、今日までの変動相場制の歴史は基本的流れが異なる3つの期間に大別することができる。まず第1期は移行直後の期間で、73年3月から第2次石油ショックの前の78年9月までである。第2期は78年10月からプラザ合意の85年9月までの期間で、相対的にドル高の期間である。第3期は85年10月から今日までの相対的にドル安の期間である。

## 2. 2. 購買力平価の測定と構造変化

この期間分割が妥当かどうかを調べるために、まず長期の購買力平価を計測してみよう。円建てドル直物相場  $e$  の購買力平価 PPP はドルと円の通貨価値の比率であり、それは米国の物価  $P^*$  と日本の物価  $P$  との比率の逆数で表わされる。物価の統計指標としては、月次データであって為替相場と密接な関係にある卸売物価指数をとり、両者とも1971年を基準時とし、その年の平均を100とする。基準時はどこの時点にでもまったく恣意的に選ぶことができるから、この物価比率  $P/P^*$  から得られる購買力平価も恣意的とならざるを得ない。また経常収支ないし国際収支を均衡させる時点を基準時に選ぶ方法にも難点がある。なぜならば、赤字から黒字へまた黒字から赤字へ転換する時点は多数あり、そうした一時的な収支均衡点

2-2図. 購買力平価説の連続チャウ検定  
1973-1990 季節調整済



が長期的な収支均衡点である保証はまったくないからである。それに調整ラグの存在を考慮すると、一時的な収支均衡点における為替レートは一時的な均衡レートとさえいえないからである。そこでPPPはそもそも長期的に決定されるという観点から、ここでは為替レート  $e$  の長期におけるOLS推定の理論値をPPPと考えよう。OLS推定の結果は次のようになった。

$$(2-1) \quad e = -70.254 + 348.55 (P/P^*) \\ (-6.9977) (29.426) \\ \bar{R}^2 = 0.8024 \quad DW = 0.0537$$

データはすべて季節調整済であり、丸かっこの内の数値は  $t$  値、 $\bar{R}^2$  は自由度調整済決定係数、DW はダービン=ワトソン比である。

この推定結果から計算される  $e$  の理論値がPPPであり、2-1図において点線で示されている。移行直後の第1期では、直物相場とPPPとはほぼ平行に推移して、両者の乖離が少ないのが特徴である。第2期では、PPPを上回るドル高が数年にわたって続いており、両者の乖離はかなり大きい。第3期では、PPPを下回るドル安がやはり長く続いているが、最近年は両者がほぼ一致ようになってきた。したがって上の歴史的考察で、3期間を移行直後期、ドル高期、ドル安期と分けたことは、PPPのOLS推定結果によってほぼ支持されよう。

このように3つの期間にそれぞれ特徴的な事実が存在することは、為替レートの決定メカニズム

がこれらの期間で構造的変化をしていることを示唆する。それを検証するために、構造変化の時点をアприオリに設定しない方法を用いて安定性テストを実施しよう。こうした方法にはBrown-Durbin-Evans [1975] のCUSUMテストなどさまざまなものがあるが、ここでは比較的容易に実施できる連続チャウ・テストを用いる。この方法を(2-1)式に適用し、求めたChow [1960] の  $F$  値をプロットしたものが2-2図のグラフである。横の直線は1%の有意水準である。74年半ば頃から構造変化が伺えるが、とくに著しいのは78年後半からで、第2次石油ショックの時期に相当する。その後80年後半からはさらに構造変化が進んだが、これは米国の歴史的な高金利を背景に起こった資本流入がドル高を促進した時期に当たる。82年の前半からは反転して構造変化はおさまってきたが、85年半ばから再び構造変化が進んだ。これはプラザ合意の時期にほぼ相当する。こうした連続的な構造変化の経緯を見ても、前述の3期間に分割することが支持される。

### 2.3. 為替レートはランダム・ウォークか予測可能か

為替レート変動は、通常の構造モデルでは正確に把握しきれないほど多様なファンダメンタルズ要因が作用しており、それらの諸要因は相互に相殺しあってブラウン運動に似た運動をするので、

2-1表. ランダム・ウォーク仮説の検証

	$e_{t-1}$ ( $t$ )	$\bar{R}^2$ $Dh$	$\rho$ ( $t$ )	$\log(e_{t-1})$ ( $t$ )	$\bar{R}^2$ $Dh$	$\rho$ ( $t$ )
全	.9969 547.59	.9880 4.9165	.3176 4.9182	.9994 2760.3	.9893 5.1564	.3340 5.1568
1	.9956 381.15	.9598 2.7667	.3149 2.7741	.9990 1972.1	.9625 2.9542	.3359 2.9541
2	1.0018 323.51	.8699 2.5474	.2717 2.5459	1.0005 1781.2	.8787 2.5637	.2727 2.5644
3	.9864 228.69	.9563 3.0936	.3405 3.1238	.9981 1216.3	.9515 2.9947	.3474 2.9892

注)  $t=t$  値,  $\bar{R}^2$ =自由度調整済決定係数,  $Dh$ =ダービンの  $h$ ,  $\rho$ =系列相関係数。

ランダム・ウォーク (酔歩) として捉えるのがよいという考え方がある<sup>(1)</sup>。その場合には今期の直物為替相場  $e_t$  は前期のそれ  $e_{t-1}$  によって、次式のように説明されなければならない。

$$(2-2) \quad e_t = ae_{t-1} + \eta_t$$

ただし  $a=1$  であり,  $\eta_t$  には系列相関があつてはならない。すなわち今期の為替相場は前期のそのの不偏推定量となり, 今期になって初めて利用可能となった新しい情報やニュースによって攪乱項  $\eta_t$  の分だけランダム・ウォークをする。これらの新しい情報やニュースは前期では予測不能であるから, 今期の為替相場も前期では予測不能となる。したがってもしランダム・ウォーク仮説が正しければ, 前期の為替相場  $e_{t-1}$  以外の何らかの説明変数を用いて構造モデルを定式化したり, それによって今期の為替相場を予測することは, まったく無意味になる。

そこでまず変動相場制下の為替レートが, 果たしてランダム・ウォークをしているのか否かを調べておく必要がある。全期間と3つの部分期間において, (2-2) 式を  $e$  とその対数値  $\log(e)$  の場合について OLS 推定した結果が2-1表に示してある。1階の系列相関係数  $\rho$  は GLS (1階の系列相関を仮定した最尤法) で求め, その  $t$  値とともに示してある。データはすべて季節調整済である。

すべてのケースにおいて,  $F$  検定により  $a=1$

という仮説は棄却されないが,  $\eta$  が無系列相関という仮説は  $Dh$  で見ても  $\rho$  で見ても有意に棄却される<sup>(2)</sup>。すなわちすべての期間において  $\eta$  はランダムではなく,  $e_{t-1}$  以外の何らかの変数が為替レート  $e_t$  に対してシステムティックに影響していると考えられるから, 為替レート  $e_t$  もまたすべての期間においてランダム・ウォークではない<sup>(3)</sup>。したがって構造モデルによる計測が意味をもち, 予測も可能となる。もともとランダム・ウォーク・モデルの決定係数は, いずれも0.86~0.98とかなり高いので, たとえ構造モデルを特定化して計測しても, これ以上の説明力が得られなければ意味がないであろう。Meese-Rogoff [1983] が指摘するように, 従来の構造モデルによる為替レート決定式の計測では, 実際これよりも低い説明力しか得られない場合が多くあり, よい成績はほとんど得られていない。そこで本稿では, 少なくとも99%以上の優秀な説明力をもちうる構造モデルの計測を目標としよう。

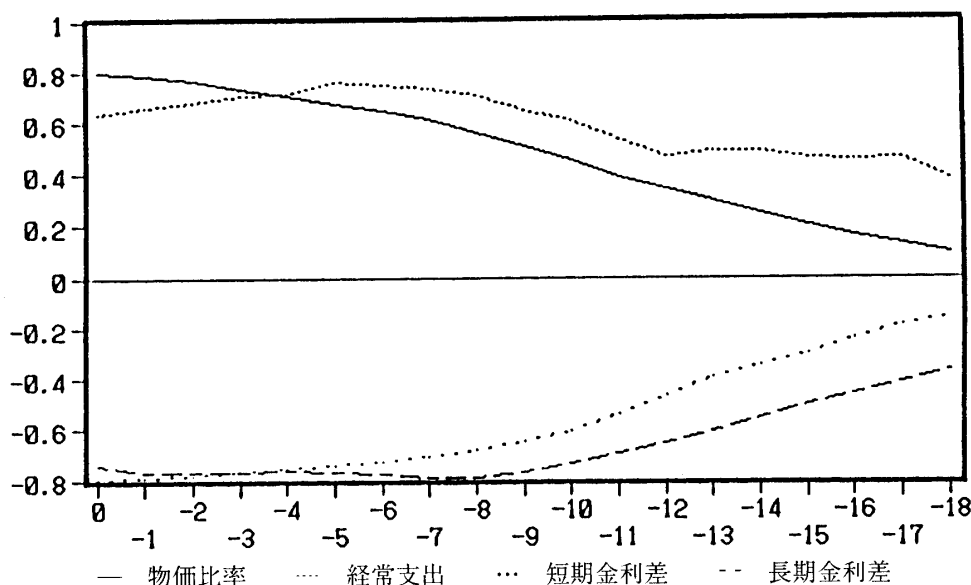
#### 2.4. 為替レートの時差相関

2-1図にはドル相場や購買力平価のほかに米日の短期金利差  $\gamma$  (3カ月物財務省証券利回り  $i^*$ -コールレート  $i$ ), 長期金利差 (10年物以上米国国債利回り  $r^*$ -電電債利回り  $r$ ), 日本の経常収支  $BC$  が図示してある。倍率を調整し, ドル

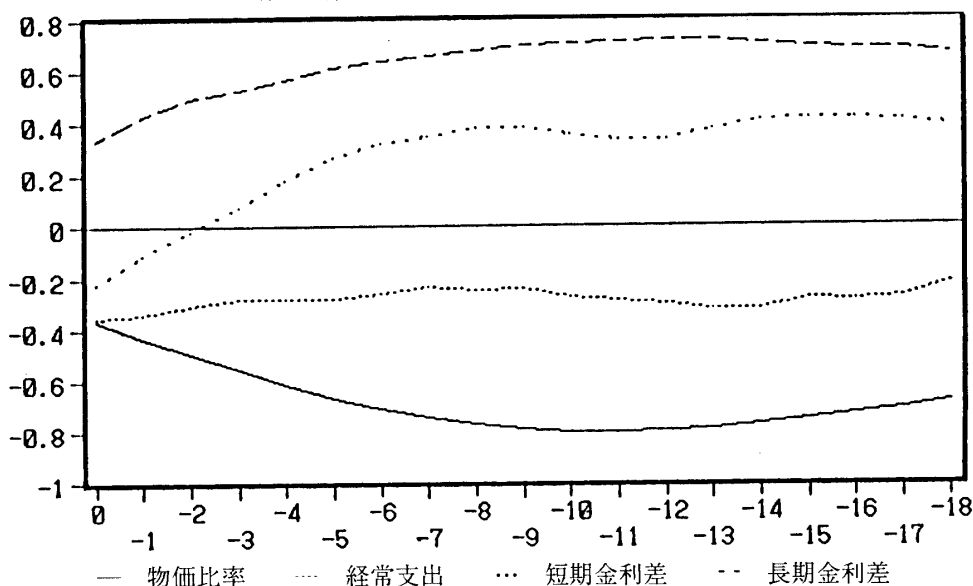
相場  $e$  との相関を見るため、金利差は10倍し、 $BC$  は  $1/100$  倍してマイナスを付けてある。金利差がドル相場と正相関しているのは第2のドル高期だけであり、他の時期では逆相関である。また経常収支 ( $-BC/100$ ) がドル相場と正相関しているのは第1期と第3期であり、第2期には逆相関をしている。よって第1期と第3期には経常収支要因が、第2期には金利差要因が強く作用していたと見られる。

そこで為替相場と各変数との時差相関を3期間で18次までとって図示したものが、2-3図、2-4図、2-5図である。まず移行直後の第1期では、為替相場  $e$  は経常収支や物価比率 ( $P/P^*$ ) と比較的長いラグで正相関をしており、金利差とは短期でも長期でも正相関していない。したがってこの期間には前述のような特徴が観察されるわけであり、国際収支要因や物価要因を重視するモデルが説得力をもつと見られる。

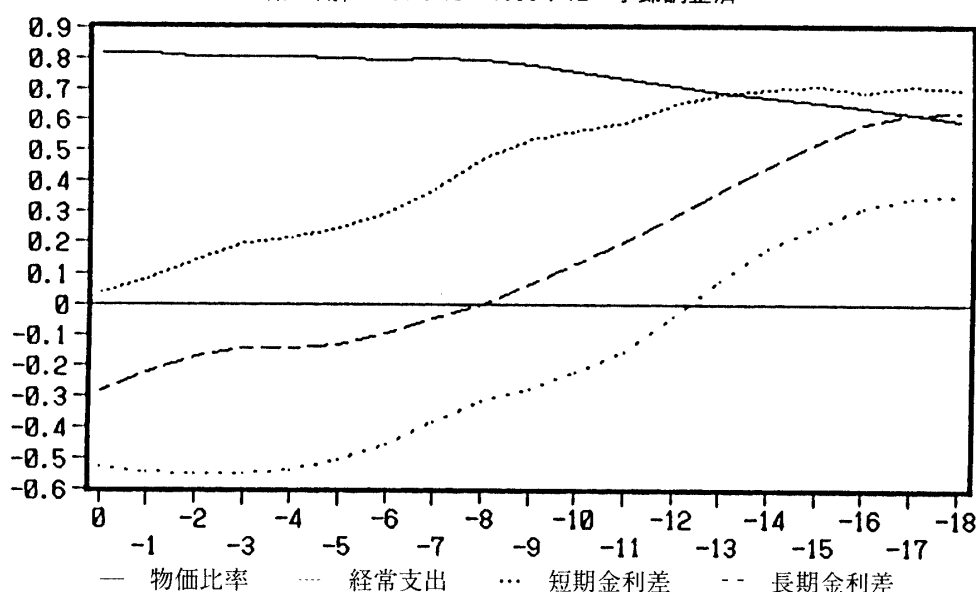
2-3図、為替相場の時差相関係数  
第1期、1973:3-1978:9 季節調整済



2-4図、為替相場の時差相関係数  
第2期、1978:10-1985:9 季節調整済



2-5図、為替相場の時差相関係数  
第3期, 1985:10-1990:12 季節調整済



次に第2期のドル高期には、長期金利差、短期金利差の順でドル相場と正相関している。ただし短期金利差は2次のラグまでは負相関で、正相関に転じるのは3次のラグからである。他方で物価比率や経常収支はドル相場と逆相関である。したがってこの時期には、金利差要因を重視するモデルが妥当性をもつと推察される<sup>(4)</sup>。

第3期のドル安期になると、物価比率が再び正相関となり、経常収支はラグを伴いながら正相関が強くなる。しかし短期金利差も長期金利差も初めは逆相関で、それぞれ13次と9次のラグから正相関に戻る。よってこの時期には、物価を重視するモデルやあるいは調整ラグを取り入れたモデルが説明力をもつ可能性がある。

### 3. 為替レートの決定理論

変動相場制とはとりもおさず通貨（あるいは外国為替）の自由市場制度にほかならないから、通貨間の交換比率である為替レートは、原則として通貨に対する需要と供給の交互作用によって決定される。購買力平価説によれば、通貨の価値はそれを物価水準で除した購買力に応じて定まり、したがって通貨間の交換比率はそれらの相対的価値の比率である購買力平価によって決まるとされる。確かに長期においては、通貨需給の基本動向は通貨の相対的価値に強く影響を受ける傾向があ

り、購買力平価説がそれなりの説得力をもつことがいくつかの実証分析で検証されている<sup>(5)</sup>。しかし2-1図で見たように、短期においてはそれだけでは不十分であり、通貨需給に影響する要因としては通貨の相対的価値のほかに、国際収支や外貨準備、金利格差、物価や為替相場の期待変化率、政治・経済上の重大事件など、さまざまなものが指摘されている。そのうちある特定の期間には経常収支要因が強く作用したり、また別の期間には金利要因が効いたりして、為替レート決定メカニズムは常に不変のものではない。したがって単一の理論ですべての期間を完全に説明することは、不可能であると考えられてきた。そこで本節では、短期における為替相場変動も十分説得的に説明し得る有力な為替レート決定理論について、順次検討していく<sup>(6)</sup>。

#### 3.1. フロー・アプローチ

国際経済取引は経常取引（貿易取引、貿易外取引、移転取引）、資本取引、公的介入取引に大別されるが、それらの収支バランスはそれぞれ経常収支、資本収支、公的介入収支により把握される。これらのフローとしての取引を決済するために、当然のことながらフローとしての外国為替の需要と供給が生じる。そこでフロー・アプローチないし収支アプローチは、こうした外国為替の需給を



均衡させるように均衡為替レートが決定されると考える<sup>(7)</sup>。

経常収支  $BC$  は、まず自国の経済活動水準  $Y$  (実質国民所得) の減少関数で、外国のそれ  $Y^*$  の増加関数であるとされる。たとえば自国の  $Y$  が増加すると輸入需要が誘発され、経常収支は悪化するが、外国の  $Y^*$  が増加すると自国の輸出が促進されて、経常収支は改善する。また内外の輸入需要の価格弾力性は十分に大きいと仮定されるので、自国物価  $P$  の相対的低下は外国の輸入需要を増加させ、経常収支を改善する一方、外国物価  $P^*$  の相対的低下は自国の輸入需要を増加させ、経常収支を悪化させる。よって経常収支  $BC$  は、為替レート (邦貨建外国為替相場)  $e$  に内外相対物価比  $P^*/P$  をかけた実質為替レート  $s$  の増加関数となり、為替レートの変動により速やかに調整されると見なされる。資本収支  $BK$  は内外の名目短期金利差の減少関数であり、外国金利が高ければ資本流出を、自国金利が高ければ資本流入を招くと考えられる。短期資本収支と長期資本収支はそれぞれ短期金利差 ( $i^*-i$ ) と長期金利差 ( $r^*-r$ ) に依存するとすれば、より正確となる。

経常収支  $BC$  と資本収支  $BK$  とを合わせた自国の収支尻は、外貨準備  $R$  の増減  $\Delta R$  として表されるから、次式の関係が成立する。

$$(3-1) \quad BC(s, Y, Y^*) + BK(i^*-i, r^*-r) = \Delta R \\ \partial BC / \partial s > 0, \partial BC / \partial Y < 0, \\ \partial BC / \partial Y^* > 0, \partial BK / \partial (i^*-i) < 0, \partial BK / \partial (r^*-r) < 0$$

この関係からフロー・アプローチによる実質為替レート決定式は、次のように導ける。

$$(3-2) \quad s = s(Y, Y^*, \Delta R, i^*-i, r^*-r) \\ \partial s / \partial (Y/Y^*) > 0, \partial s / \partial \Delta R > 0, \\ \partial s / \partial (i^*-i) > 0, \partial s / \partial (r^*-r) > 0.$$

あるいは相対物価比を独立変数として分離させれば、次の名目為替レート決定式を得る。

$$(3-3) \quad e = e(P/P^*, Y/Y^*, \Delta R, i^*-i, r^*-r) \\ \partial e / \partial (P/P^*) > 0, \partial e / \partial (Y/Y^*) > 0, \\ \partial e / \partial \Delta R > 0, \partial e / \partial (i^*-i) > 0, \partial e / \partial (r^*-r) > 0$$

自国を日本、外国を米国とすれば、上式より米国物価の相対的上昇は日本の輸出増加ひいては経常収支黒字を招き、ドル安・円高の要因となる。

日本の所得増加は輸入増加から経常収支を悪化させ、ドル高・円安をもたらす。米国の所得増加は米国の輸入増加から日本の経常収支を改善し、ドル安・円高を招く。米国金利が上昇して日米金利差が開けば米国へ資本が流出して、ドル高・円安となる。日本の外貨準備の純増は、公的な市場介入による場合には外貨需給を逼迫させ、ドル高の要因になるが、同時にそれは国際収支の改善を意味するから、ドル安要因ともなる。両者の強弱によりネットの効果が決まる。

実証においては金利差以外の正值をとる変数については、トレンドの影響を抑えるために対数値をとり、定数項を  $a_0$ 、攪乱項を  $\eta$  として次のように定式化しよう。

$$(3-4) \quad \log(e) = a_0 + a_1 \log(P/P^*) \\ + a_2 \log(Y/Y^*) + a_3 \log(\Delta R) \\ + a_4(i^*-i) + \eta \\ a_1 > 0, a_2 > 0, a_4 > 0$$

あるいは長期金利差も明示的に入れれば、次のようになる。

$$(3-4)' \quad \log(e) = a_0 + a_1 \log(P/P^*) \\ + a_2 \log(Y/Y^*) + a_3 \log(\Delta R) \\ + a_4(i^*-i) + a_5(r^*-r) + \eta \\ a_1 > 0, a_2 > 0, a_4 > 0, a_5 > 0$$

変動相場制に移行して当初の間は、為替レートの自由な変動によって国際収支は自動的に調整されること、その結果財政・金融政策の自由度が増え、国際収支均衡から独立に国内均衡の達成に集中できること、といった変動相場制の長所について楽観的見方が強かったが、実際には石油危機などの外生的ショックや投機などの影響があって、為替レートの短期的変動は予想されたよりも遙かに大きかった。しかも短期的には輸入需要の価格弾力性が小さいために、為替レート的大幅な変動にもかかわらず、国際収支の自動調整機能は十分に発揮されないまま、Jカーブ効果と呼ばれる調整ラグが顕著となった。さらに国際金融市場の急速な拡大と国際資本移動の活発化を背景として、外国為替の需要は実需よりも投機的な仮需の方が優勢となり、フロー・アプローチの説明力に疑問がもたれるようになった。

### 3. 2. マネタリー・アプローチ

外国為替の実需は実体的な国際経済取引に伴うフローの需要であるが、仮需は外国為替を1つの資産ストックとして見て資産選択をする需要である。そこで仮需の急速な増大を背景に、1975年頃からは外国為替を資産ストックと見てその需給均衡により為替レートが決定されるというアセット・アプローチが登場してきた。初期のアセット・アプローチは外国為替を貨幣ストックと見て、為替レートは両国間の通貨市場における需給均衡により通貨の相対価格として決まると考えるので、マネタリー・アプローチと呼ばれる。

マネタリー・アプローチにおいては、邦貨建債券と外貨建債券とは完全代替財であると仮定され、各国通貨建の債券は期待収益率がすべて同一となる。すなわち邦貨建資産の利回り  $i$  は、外貨建資産の利回り  $i^*$  と邦貨建為替相場の期待上昇率  $\epsilon$  との和に等しく、

$$(3-5) \quad i = i^* + \epsilon$$

が成り立つ。長期債券についても完全代替財であれば、同様に

$$(3-5)' \quad r = r^* + \epsilon$$

が成り立つ。このとき先物カバーなしでの金利平価が成立する<sup>(8)</sup>。そして両通貨建債券の市場とは独立に、通貨市場の需給関係のみによって為替レートが決定されることになる。

マネタリー・アプローチはさらに、PPP を短期でも認めるか否かによって、マネタリスト・モデルとオーバーシュート・モデルとに大別される。

#### 3. 2. 1. マネタリスト・モデル

先物カバーなしでの金利平価が成り立つのみならず、購買力平価 PPP が短期的にも成り立つと仮定するのがマネタリスト・モデルである<sup>(9)</sup>。購買力平価説は20世紀初頭にG.カッセルが唱えたものであり、為替レートが通貨の購買力の比率すなわち一般物価水準の逆数の比率により決定されると主張する。邦貨の外貨に対する購買力平価は、 $P/P^*$  に等しく、絶対的 PPP と呼ばれる。これに対して基準時 ( $t = 0$ ) の長期均衡為替レート

$e_0$  が既知である場合には、相対的 PPP と呼ばれる購買力平価は、

$$(3-6) \quad e = e_0 \cdot P/P^*$$

で表される。

マネタリスト・モデルが立脚する貨幣数量説によれば、フィッシャーの交換方程式から分かるように、通貨の需給均衡により物価水準  $P$ ,  $P^*$  が決定される。名目通貨供給残高を  $M$ , 実質通貨需要を  $L$  とし、現代のマネタリストが主張するように  $L$  を所得  $Y$  のみならず利子率の  $i$  の関数でもあるとすれば、通貨市場の均衡条件式は自国と外国においてそれぞれ次のようになる。

$$(3-7) \quad M/P = L(Y, i)$$

$$\partial L / \partial Y > 0, \partial L / \partial i < 0$$

$$(3-8) \quad M^*/P^* = L^*(Y^*, i^*)$$

$$\partial L^* / \partial Y^* > 0, \partial L^* / \partial i^* < 0$$

これらの均衡条件式で決定される物価水準  $P$ ,  $P^*$  を相対的 PPP の (3-6) 式に代入すれば、ただちに次の為替レート決定式を得る<sup>(10)</sup>。

$$(3-9) \quad e = e_0 \cdot ML^*(Y^*, i^*) / M^* L(Y, i)$$

これを書き直すと次式のようにになる。

$$(3-10) \quad e = e(Y/Y^*, M/M^*, i^* - i)$$

$$\partial e / \partial (Y/Y^*) < 0, \partial e / \partial (M/M^*) > 0,$$

$$\partial e / \partial (i^* - i) < 0$$

上式より明らかなように、両国における通貨供給と通貨需要のバランス,  $M/L$ ,  $M^*/L^*$ , に応じて物価比率が定まり、さらにこれが相対的購買力平価を通じて為替レートを決定する。2国を日米両国とすれば、日本の  $M$  の増加は物価  $P$  の上昇を招いてドル高・円安をもたらす一方、米国の  $M^*$  の増加は米国物価  $P^*$  の上昇を招いてドル安・円高の要因となる。

ところが所得と金利については、その効果がフロー・アプローチとまったく逆になる。日本の所得  $Y$  の増加や金利  $i$  の低下は通貨需要  $L$  を高め、物価  $P$  の低下要因として働くから、ドル安・円高をもたらす。これに対してフロー・アプローチでは、日本の所得増加は輸入増加から経常収支を悪化させてドル高・円安に作用し、日本の金利低下は資本流出から資本収支を悪化してやはりドル高・円安をもたらす。こうした調整メカニズムの違いは、貨幣市場の不均衡を調整するのが、マネタリスト・アプローチでは物価であると見るのに

対して、フロー・アプローチでは利子率であると見る点にある。現実には購買力平価説が妥当するような中・長期では物価による調整が効いてくるから、マネタリスト・アプローチの有効性が認められるものの、短期的には利子率による調整の方が速やかであるから、フロー・アプローチの方が説得的であると考えられている。

実証の段階では前と同様に、金利差以外の変数については対数値をとって定式化する。

$$(3-11) \quad \log(e) = a_0 + a_1 \log(Y/Y^*) + a_2 \log(M/M^*) + a_3(i^* - i) + \eta$$

$$a_1 < 0, a_2 > 0, a_3 < 0$$

あるいは長期金利差も貨幣需要に影響するとすれば、次のようになる。

$$(3-11)' \quad \log(e) = a_0 + a_1 \log(Y/Y^*) + a_2 \log(M/M^*) + a_3(i^* - i) + a_4(r^* - r) + \eta$$

$$a_1 < 0, a_2 > 0, a_3 < 0, a_4 < 0$$

フロー・アプローチとの外見上の違いは、物価比が通貨残高比になり、外貨準備増減が落ちている点である。

### 3. 2. 2. オーバーシュooting・モデル

短期で購買力平価説の妥当性を立証することはかなり困難であることから、Dornbusch [1976] は長期的にのみ購買力平価を認め、期待為替レート変化率を回帰的期待に基づいて定式化することによって、為替レートの購買力平価からの短期的乖離を説明しようとした。これがオーバーシュooting・モデルと呼ばれるものである。

回帰的期待形成に基づけば、邦貨建ドル相場の期待上昇率  $\epsilon$  は、両国の期待インフレ率格差  $(\pi - \pi^*)$  に応じて上昇し、長期的購買力平価で決まる均衡為替レート  $f$  と現実為替レート  $e$  との乖離  $(f - e)$  を調整するように形成される。したがってこの調整係数を  $\theta$  とすれば、この期待形成機構は次のように定式化される。

$$(3-12) \quad \epsilon = (\pi - \pi^*) + \theta(f - e) \quad 0 < \theta$$

日本の期待インフレ率  $\pi$  が米国のそれ  $\pi^*$  より高ければ、ドルの購買力が相対的に上がると予想され

るから、ドル高・円安が期待される。また現実のドル相場が長期均衡レートより割安の場合  $(f > e)$  には、ドルの先高・円の先安が予想される。

この期待形成式 (3-12) を (3-5) の先物カバーなしの金利平価式に代入すると、オーバーシュooting・モデルの為替レート決定式が導かれる。

$$(3-13) \quad e = f + ((\pi - \pi^*) - (i - i^*)) / \theta$$

$$= f + ((i^* - \pi^*) - (i - \pi)) / \theta$$

$$= f + \gamma / \theta$$

日本の期待インフレ率が米国のそれより高ければ、ドル高・円安の要因となり、日本の金利が米国のそれより低ければ、資本流出を招いてドル高・円安高をもたらす。同じことだが、日本の実質金利が米国のそれより低くなって実質金利差  $\gamma$  が開けば、資本流出を招いてドル高・円安高をもたらす。長期的購買力平価で決定される  $f$  は、各時点では既知であるわけではないので、(2-1) 式のように物価比の関数として長期的に推計されるものとすれば、(3-13) 式は実証上は次のように定式化され得る。

$$(3-14) \quad \log(e) = a_0 + a_1 \log(P/P^*) + a_2 \gamma + \eta$$

$$a_1 > 0, a_2 > 0$$

この物価比が購買力平価の長期トレンドを説明し、実質金利差  $\gamma$  がその周りの短期変動を説明しようとするわけである。

また金利差とインフレ格差をそれぞれ分離した独立変数とすれば、次のようになる。

$$(3-15) \quad \log(e) = a_0 + a_1 \log(P/P^*) + a_2(i^* - i) + a_3(\pi^* - \pi) + \eta$$

$$a_1 > 0, a_2 > 0, a_3 < 0$$

長期資産についても先物カバーなしの金利平価が成り立っているから、同様に長期金利差も説明変数になると考えれば、次のような定式化もできる。

$$(3-15)' \quad \log(e) = a_0 + a_1 \log(P/P^*) + a_2(i^* - i) + a_3(r^* - r) + a_4(\pi^* - \pi) + \eta$$

$$a_1 > 0, a_2 > 0, a_3 > 0, a_4 < 0$$

同じマネタリー・アプローチでもマネタリスト・モデルとの基本的違いは、短期の PPP を仮定せず、オーバーシュoot 要因として期待実質金利差  $\gamma$  が説明変数に入っている点である。

しかし1977年頃からのドル相場的大幅下落や1981年以降の急激なドル高は、期待インフレ率格

差や金利差など貨幣的要因だけでは充分に説明できないと考えられ、マネタリー・アプローチの限界が指摘されるようになった。

### 3.3. ポートフォリオ・バランス・アプローチ

マネタリー・アプローチは各国通貨建資産を完全代替財と見なし、先物カバーなしの金利平価を仮定したのに対して、ポートフォリオ・バランス・アプローチは、各国通貨建の資産はリスク特性の違いなどにより不完全代替財であり、(3-5)式のような先物カバーなしの金利平価は成立しないと見る。このリスク特性などの異なる収益率格差を $\delta$ とすれば、邦貨建資産の利回り $i$ は、外貨建資産の利回り $i^*$ と邦貨建為替相場の期待上昇率 $\epsilon$ との和から収益率格差 $\delta$ を差し引いたものに等しくなる。

$$(3-16) \quad i = i^* + \epsilon - \delta$$

さてマネタリー・アプローチは貨幣ストックの需給均衡により為替レートが決定されると見なし、のに対して、ポートフォリオ・バランス・アプローチは Markowitz [1959] や Tobin [1969] の一般均衡的フレームワークを用い、通貨を含む各国通貨建資産の一般市場均衡により為替レートと各種利子率とが同時に決定されると見る。

いま単純化のために自国のポートフォリオ選択の対象となる資産は自国通貨  $M$ 、自国証券  $B$ 、外国証券  $B^*$  の3つとすれば、自国の正味資産保有額  $W$  は邦貨建で次のようになる。

$$(3-17) \quad W = M + B + eB^*$$

ここで内部資産については民間部門の内部でネットアウトされるので、正味資産の構成要素はすべて外部資産である。このうち各資産への取引需要は所得水準  $Y$  に依存するが、自国通貨の需要は  $Y$  の増加関数で、証券の需要は  $Y$  の減少関数である。各資産への投機的需要は収益率に依存するが、これら3つの資産は完全代替財ではなく相互に粗代替財であるから、自己収益率とは正、他の収益率とは負の関係がある。また資産効果を導入すれば、各需要関数は  $W$  の増加関数になる。するとそれぞれの資産の需給均衡条件式は次のように表わされる。

$$(3-18) \quad M = L(Y, i, i^* + \epsilon, W)$$

$$L_Y > 0, L_i < 0, L_{i^*} < 0, L_W > 0$$

$$(3-19) \quad B = D(Y, i, i^* + \epsilon, W)$$

$$D_Y < 0, D_i > 0, D_{i^*} < 0, D_W > 0$$

$$(3-20) \quad eB^* = F(Y, i, i^* + \epsilon, W)$$

$$F_Y < 0, F_i < 0, F_{i^*} > 0, F_W > 0$$

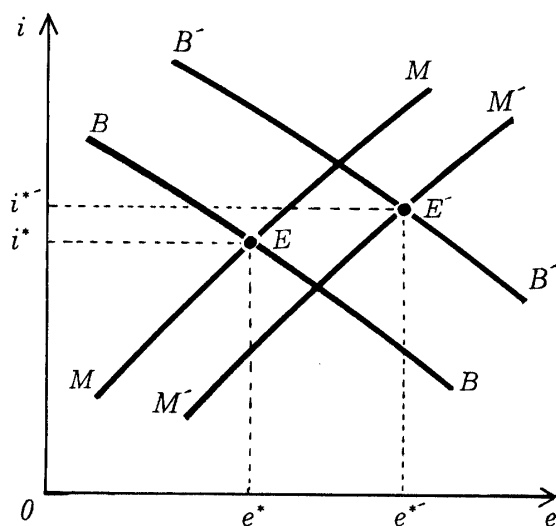
ただし変数の添え字はそれに関する偏微分を示し、 $g = i^* + \epsilon$  である。これらの(3-18)~(3-20)が資産市場の一般均衡体系を表わすが、さらに Tobin [1969] の加算条件が制約条件として成り立つ。

$$(3-21) \quad L_j + D_j + F_j = \begin{cases} 0 & \text{for } j = Y, i, g \\ 1 & \text{for } j = W \end{cases}$$

任意の2つの資産市場で均衡が成り立てば、ワルラス法則により残りの資産市場でも均衡が成立するから、独立な市場均衡条件式は2本である。そこで  $M, B, B^*$ 、したがって  $W$  の値が外生的に与えられ、 $Y$  が生産物市場でまた  $i^*$  が外国証券市場で所与であれば、国内利子率  $i$  と為替レート  $e$  という2つの未知数が過不足なく同時決定となる。この体系には外国為替市場が明示的に現れてこないが、自国証券と外国証券を持ち換える際には必ず邦貨と外貨の交換を媒介にしなければならないので、インプリシットに外国為替市場が存在しているのである。

そこで各資産残高を所与とした場合に、貨幣市場の均衡条件式(3-18)を成立させる利子率  $i$  と為替レート  $e$  の組み合わせは3-1図の  $MM$  線のように表わされる。為替レート  $e$  の上昇は、(3-17)式より邦貨建の保有資産額  $W$  を増加

3-1図、為替相場と利子率の同時決定



させ、(3-20)式より貨幣需要  $L$  を増加させるから、貨幣供給量  $M$  が一定のもとでは自国の利子率  $i$  が上昇しなければならない。よって  $MM$  線は右上がりとなる。他方で自国証券市場の均衡条件式 (3-19) を成立させる利子率  $i$  と為替レート  $e$  の組合わせは3-1図の  $BB$  線のように表わされる。為替レート  $e$  の上昇は、やはり (3-17) 式より邦貨建の保有資産額  $W$  を増加させ、(3-19) 式より自国証券需要  $D$  を増加させるから、自国証券供給量  $B$  が一定のもとでは自国の利子率  $i$  が下落しなければならない。よって  $BB$  線は右下がりとなる。こうして両曲線の均衡点で均衡利子率と均衡為替レートとが同時決定される。

次に外生変数の変化による比較静学分析をする。まず  $M$  の増加は (3-18) 式より利子率を低下させ、 $MM$  線を  $M'M'$  線のように下方シフトさせるから、為替レートを上昇させる。 $Y$  の増加も同様の効果をもつ。 $B$  の増加は (3-19) 式より利子率を上昇させ、 $BB$  線を  $B'B'$  線のように上方シフトさせるから、為替レートを上昇させる。また外国証券  $B^*$  が増加した場合は、(3-20) 式より均衡を回復させるためには為替レートの低下を必要とする。外国金利  $i^*$  の上昇は、(3-20) 式より外国証券需要  $F$  を増加させるから、外国証券供給  $B^*$  が一定のもとでは為替レートの上昇をもたらす。邦貨建為替レートの期待上昇率  $\epsilon$  が上昇する場合も、これと同様である。したがってポートフォリオ・バランス・アプローチの為替レート決定式は、収益率格差を  $\delta = (i^* + \epsilon) - i$  として次式のように導かれる。

$$(3-22) \quad e = e(Y, M, B, B^*, \delta) \\ \partial e / \partial Y > 0, \quad \partial e / \partial M > 0, \\ \partial e / \partial B > 0, \quad \partial e / \partial B^* < 0, \\ \partial e / \partial \delta > 0$$

あるいはさらに外国の通貨残高や所得を明示的に導入すれば、より一般的には次のように表すことができる。

$$(3-23) \quad e = e(Y/Y^*, M/M^*, B/B^*, \delta) \\ \partial e / \partial (Y/Y^*) > 0, \\ \partial e / \partial (M/M^*) > 0, \\ \partial e / \partial (B/B^*) > 0, \\ \partial e / \partial \delta > 0$$

ポートフォリオ・バランス・アプローチは、リ

スク要因  $\delta$  の特定化の仕方に応じてインフレ・リスク・モデル、為替リスク・モデル、その他のリスク・プレミアム・モデルに大別できるが、以下では前二者について検討しよう<sup>(11)</sup>。

### 3. 3. 1. インフレ・リスク・モデル

Grauer-Litzenberger-Stehle [1976], Frankel [1979], Fama-Farber [1979] などはポートフォリオ・バランス・アプローチに立脚しながらも、マネタリー・アプローチのように購買力平価が短期でも成り立つものと仮定した。すると邦貨建為替レートの期待変化率  $\epsilon$  は期待インフレ率格差に丁度等しくなり、

$$(3-24) \quad \epsilon = \pi - \pi^*$$

が成立するから、これを収益率格差を表わす (3-16) 式に代入すれば

$$(3-25) \quad \delta = (\pi - \pi^*) - (i - i^*) \\ = (i^* - \pi^*) - (i - \pi) = \gamma$$

となり、 $\delta$  は丁度両国の実質金利差に等しくなる。よってインフレ・リスク・モデルでは、為替レート決定式 (3-23) の  $\delta$  は実質金利差  $\gamma$  を意味するのである。

そこで  $\delta$  以外の変数については対数値をとれば、この実証モデルは次のようになる。

$$(3-26) \quad \log(e) = a_0 + a_1 \log(Y/Y^*) \\ + a_2 \log(M/M^*) \\ + a_3 \log(B/B^*) + a_4 \gamma + \eta \\ a_1 > 0, a_2 > 0, a_3 > 0, a_4 > 0$$

また金利差と期待インフレ率格差をそれぞれ分離した独立変数とすれば、次のようになる。

$$(3-27) \quad \log(e) = a_0 + a_1 \log(Y/Y^*) \\ + a_2 \log(M/M^*) \\ + a_3 \log(B/B^*) + a_4(i^* - i) \\ + a_5(\pi - \pi^*) + \eta \\ a_1 > 0, a_2 > 0, a_3 > 0, a_4 > 0, a_5 < 0$$

あるいは長期資産についても収益率格差を表わす (3-16) 同様な式が成り立つから、次のような定式化もできる。

$$(3-27)' \quad \log(e) = a_0 + a_1 \log(Y/Y^*) \\ + a_2 \log(M/M^*) + a_3 \log(B/B^*) \\ + a_4(i^* - i) + a_5(r^* - r) \\ + a_6(\pi^* - \pi) + \eta$$

$$a_1 > 0, a_2 > 0, a_3 > 0, a_4 > 0, \\ a_5 > 0, a_6 < 0$$

短期の PPP を仮定するインフレ・リスク・モデルは、同じく短期の PPP を仮定するマネタリスト・モデルと外見上はよく似ているが、債券残高比と期待インフレ率格差が説明変数に入っている点異なる。

### 3.3.2. 為替リスク・モデル

これに対して、物価変動に起因するインフレ・リスクよりむしろ為替レートの変動に基づく外貨建資産保有のリスクを強調するものが、Day [1977], Artus [1978] などの為替リスク・モデルである。いま自国に累積経常黒字があり、外国に累積経常赤字がある場合、自国が外貨建資産を保有するか、外国が邦貨建負債を保有してファイナンスする必要がある。そのためには自国の投資家にとって、邦貨建資産の金利  $i$  より外貨建資産の期待収益率  $(i^* + \epsilon)$  の方が高くなければならない。また外国の投資家にとっては、邦貨建負債の期待資本コスト  $(i - \epsilon)$  が外貨の借入コスト  $i^*$  より低くなければならない。両国にとってそれらの差は、(3-16) 式の  $\delta$  に他ならず、為替変動リスクに対するプレミアムを表わす。ただし自国に累積経常赤字がある場合には、 $\delta$  はマイナスとなる。つまり為替リスク・モデルでは、 $\delta$  は累積経常収支不均衡に起因する為替リスクという意味をもつのである。

そこで収益率格差  $\delta$  以外の変数については対数値をとれば、この実証モデルは次のようになる。

$$(3-28) \quad \log(e) = a_0 + a_1 \log(Y/Y^*) \\ + a_2 \log(M/M^*) + a_3 \log(B/B^*) \\ + a_4 (i^* + \epsilon - i) + \eta \\ a_1 > 0, a_2 > 0, a_3 > 0, a_4 > 0$$

為替変動リスクは長期資産の場合も存在するから、その収益率格差を明示的に入れれば、次のようになる。

$$(3-28)' \quad \log(e) = a_0 + a_1 \log(Y/Y^*) \\ + a_2 \log(M/M^*) \\ + a_3 \log(B/B^*) \\ + a_4 (i^* + \epsilon - i) \\ + a_5 (r^* + \epsilon - r) + \eta$$

$$a_1 > 0, a_2 > 0, a_3 > 0, a_4 > 0, a_5 > 0$$

また為替リスク要因として累積経常収支不均衡  $ABC$  の対数値を  $\delta$  の代理変数とすれば、(3-28) 式は次のように表わされる。

$$(3-29) \quad \log(e) = a_0 + a_1 \log(Y/Y^*) \\ + a_2 \log(M/M^*) \\ + a_3 \log(B/B^*) \\ + a_4 \log(ABC) + \eta \\ a_1 > 0, a_2 > 0, a_3 > 0, a_4 < 0$$